



Documento de Trabajo 02-17
Serie de Economía de la Empresa 10
Octubre 2002

Departamento de Economía de la Empresa
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (España)

COMPORTAMIENTO HETEROCEDÁSTICO ENTRE RENTABILIDAD Y RIESGO

Manuel Núñez Nickel* y Manuel Cano Rodríguez**

Resumen

Varios artículos, desde la teoría de la organización, han contrastado la existencia de relaciones negativas entre rentabilidad y riesgo, si bien sus resultados son cuestionables, principalmente por la falta de identificación del sistema. En este artículo, superamos este problema mediante un modelo econométrico caracterizado por la utilización de un modelo individual para cada empresa y la utilización de una única variable (rentabilidad), cuyas esperanza y varianza están relacionadas de acuerdo con las teorías del comportamiento. Los resultados obtenidos son consistentes con dichas teorías y muestran su aplicabilidad en el ámbito del mercado de capitales.

* Profesor Visitante. Universidad Carlos III. Departamento de Economía de la Empresa. C/ Madrid, 126; 28903 Getafe-Madrid (Spain). Tel: +34-91-624-58-46. Fax.: +34-91-624-96-07. E-mail: mnunez@emp.uc3m.es

**Profesor Titular de Escuela Universitaria. Universidad de Jaén. Departamento de Administración de Empresas, Contabilidad y Sociología. Paraje las Lagunillas s/n; 23071 – Jaén (Spain). Tel.: +34-953-00-26-47; Fax.: +34-953-01-22-22. E-mail: mcano@ujaen.es

1. Introducción

Bowman (1980) encontró que las medidas contables de rentabilidad y riesgo presentan frecuentemente una correlación inversa. Este hallazgo contradice la relación positiva defendida tradicionalmente por la Economía Financiera. La explicación más extendida para esta “paradójica” relación ha sido la existencia de una doble relación entre rentabilidad y riesgo (negativa para los niveles bajos de rentabilidad y positiva para los niveles altos) derivada de dos teorías denominadas “del comportamiento”: Teoría Prospectiva (“Prospect Theory” en inglés) desarrollada por Kahneman y Tversky (1979) y Teoría del comportamiento de la empresa (“Behavioral Theory of the Firm” en inglés), enunciada por Cyert y March (1963). Estas dos teorías establecen que los directivos empresariales presentarán una actitud adversa frente al riesgo cuando esperen un resultado que pueda calificarse como “bueno” (superior al nivel aspirado), pero serán propensos al riesgo cuando el resultado esperado sea inferior al resultado aspirado. Esta doble actitud frente al riesgo produciría una doble relación entre rentabilidad y riesgo: positiva para los buenos resultados y negativa para los malos. Este razonamiento ha generado una línea de investigación de considerable importancia, como puede verse en los artículos que han efectuado una revisión bibliográfica de la misma como por ejemplo, Ruefli et al. (1999).

No obstante, existen dos importantes temas que todavía necesitan una investigación más profunda. El primero es un problema metodológico importante: la falta de identificación del sistema que relaciona la media muestral con la varianza muestral, y que es el más empleado en los trabajos sobre la Paradoja de Bowman (Ruefli et al., 1999, p. 178). Esta falta de identificación viene provocada por dos motivos. Primero, si se permite que la distribución de la rentabilidad varíe en el tiempo, la relación negativa entre rentabilidad y riesgo obtenida para un período determinado puede ser generada por

relaciones positivas o negativas en los subperíodos (Ruefli, 1990, p. 372; Lehner, 2000, pp. 66 – 67), lo que hace imposible verificar si la relación descubierta puede aplicarse a otros períodos.

La segunda causa que origina la carencia de identificación es el diseño de sección cruzada o corte transversal que se emplea en la mayoría de los estudios sobre esta paradoja. De la misma forma que puede existir inestabilidad de la variable rentabilidad en el tiempo, también puede darse el caso de que se genere un problema de identificación al tomar conjuntamente varias empresas (MacCrimmon y Wehrung, 1986; March, 1988; Lee, 1997). Así, una relación negativa para un conjunto de empresas puede ser el resultado de considerar solamente un punto de cada relación individual rentabilidad-riesgo perteneciente a cada empresa. Por tanto, la perspectiva de las teorías del comportamiento no se puede verificar mediante un estudio de sección cruzada.

El segundo aspecto importante que ha quedado casi relegado al olvido en la literatura sobre la "paradoja", es la relación entre las medidas contables y las de mercado. Aunque la única justificación que se utiliza para confirmar la existencia de una "paradoja" es que las relaciones entre rentabilidad y riesgo son diferentes si se utilizan medidas contables o de mercado, los investigadores prácticamente han estudiado solamente la relación a nivel contable (Ruefli et al., 1999, p. 176). Además, la importancia de esta carencia de investigación se ve incrementada por el hecho de que los trabajos que han pretendido estudiar la paradoja utilizando medidas de mercado (Fiegenbaum y Thomas, 1986; Miller y Bromiley, 1990; Veliyath y Ferris, 1997) han obtenido resultados muy contrapuestos¹.

Esta carencia de investigación se puede haber producido por el supuesto generalizado de los investigadores que analizan este fenómeno, de que la relación a nivel de mercado

sigue siendo indudablemente positiva. Un claro ejemplo podemos encontrarlo en la defensa férrea existente en la actualidad por algunos modelos financieros como el CAPM (Ruefli et al., 1999, p. 174). A pesar de esta situación, esta tradicional relación positiva también está siendo cuestionada en la actualidad en el ámbito de la Economía Financiera, especialmente a raíz del artículo de Fama y French (1992), en el que no se obtuvo ninguna relación seccional entre el parámetro beta y la rentabilidad de mercado.

El escaso número de estudios a nivel de mercado junto con la disparidad de resultados obtenidos y las contradicciones surgidas dentro del ámbito de la Economía Financiera, parecen aconsejar una investigación en mayor profundidad sobre el tema.

En este trabajo, traducimos la perspectiva de las teorías del comportamiento sobre la asunción de riesgos a un modelo econométrico, que es contrastado usando la rentabilidad de mercado de cada empresa como única variable. De acuerdo con las teorías del comportamiento, esta variable será heterocedástica, puesto que la varianza de la rentabilidad en cada momento depende de la rentabilidad esperada.

Además de ofrecer una vía para superar el problema de identificación, los resultados obtenidos son consistentes con las teorías del comportamiento y se puede mostrar que estas teorías al nivel de mercado también son aplicables.

Este artículo se estructura de la siguiente forma: en la siguiente sección, se explica el problema de identificación existente en la mayor parte de la investigación realizada sobre la "paradoja", y cómo superar este problema. A continuación, y de acuerdo con las teorías del comportamiento, se desarrolla el modelo econométrico. En la sección de métodos, se describen tanto la muestra como las variables y la metodología de estimación empleadas. El trabajo continúa mostrando los resultados de los tests, finalizando con la discusión de los resultados y la extracción de las conclusiones.

2. Desarrollo teórico.

2.1. El problema de identificación

Un problema de identificación surge cuando los datos pueden ser explicados por varias teorías diferentes, pero no es posible distinguir entre ellas (Greene, 1993, p. 585). Este problema de identificación está presente en gran parte de la investigación sobre la Paradoja, y, en concreto, en aquellos trabajos que han usado un sistema media-varianza para contrastar la relación, o han empleado datos de sección cruzada para demostrar las hipótesis de las teorías del comportamiento.

Como se mencionó anteriormente, las fuentes del problema de identificación son dos. La primera es la posible inestabilidad temporal de la distribución de la rentabilidad. En este sentido, la relación obtenida entre la media y la varianza muestrales para un período determinado, puede ser el resultado de observaciones de una única relación entre media y varianza, y, por tanto, una apropiada identificación de la relación entre rentabilidad y riesgo. Pero también es posible que esa relación obtenida muestralmente sea un conjunto de elementos escogidos de varias relaciones entre rentabilidad y riesgo, procedentes de los cambios en la distribución de la variable rentabilidad a lo largo del tiempo (Ruefli, 1990, p. 371). En este caso, la relación media-varianza obtenida carecería de sentido. Por tanto, existe un problema de identificación ya que no es posible determinar si la relación muestral obtenida corresponde al primer o al segundo caso. Apoyando este argumento, Ruefli (1990) demostró que una relación negativa o doble entre rentabilidad y riesgo para un período determinado, podría haber sido generada por una serie de relaciones positivas en los subperíodos que lo componen.

La falta de identificación producida por la inestabilidad temporal de la distribución de la rentabilidad se ve agravada al ser la media y la varianza muestrales dos funciones de la misma variable. Por tanto, si ambas son incluidas como dos diferentes variables en un

modelo de regresión, el número de variables incluidas en el modelo resultará inferior al número de parámetros a estimar (Ruefli, 1990, p. 372; Ruefli et al., 1999, p. 172; Lehner, 2000, 66).

Una solución viable para eliminar este problema fue propuesta por Bromiley (1991b), quien señaló que se debería establecer como hipótesis previa que cada empresa tuviera su propia distribución de rentabilidad, normal y estable en el tiempo. No obstante, aunque este supuesto elimina el problema de la identificación (Ruefli, 1991, p. 1214), genera otros problemas igualmente importantes, tales como la correlación espúrea obtenida entre rentabilidad y riesgo (Ruefli, 1991, p. 1213; Ruefli y Wiggins, 1994, p. 755). Finalmente, la regresión entre medias y varianzas muestrales viola un supuesto básico del modelo de regresión, ya que se produce una relación negativa entre el término independiente y el error (Ruefli, 1991, p. 1211). Por otro lado, el supuesto de una distribución de rentabilidad estable a lo largo del tiempo sólo es defendible para cortos períodos de tiempo (Lehner, 2000, p. 63). Ello provoca que el bajo número de observaciones contables que pueden obtenerse en ese período permita que las estimaciones muestrales de media y varianza sean muy sensibles a la presencia de valores extremos, lo cual también podría ser la causa de la “paradoja” (Ruefli y Wiggins, 1994, p. 747).

Otro aspecto que produce carencia de identificación es cuando la actitud frente al riesgo se utiliza como base para explicar la relación cruzada entre rentabilidad y riesgo. Este análisis de corte transversal se ha utilizado en la mayoría de estudios que han tratado de contrastar la relación entre ambas variables desde el punto de vista de las teorías del comportamiento (Lee, 1997, p. 63). En el mismo sentido que la inestabilidad temporal, las diferencias entre las distribuciones de rentabilidad específicas de cada empresa permiten que se pueda producir una relación negativa entre ellas a partir de las

relaciones positivas para cada empresa individualmente. En este sentido, sería posible que cada empresa de un sector presentara una actitud adversa frente al riesgo y, por tanto, la relación entre su rentabilidad y riesgo específica sería positiva. Pero, al mismo tiempo, también es posible que las empresas con inversiones más rentables tuvieran también más capacidad para obtener menores niveles de riesgo produciendo así una relación negativa de sección cruzada entre las empresas del sector.

En otras palabras, la variación en el nivel de riesgo entre empresas puede ser producida tanto por diferencias estables entre las empresas que también producen diferencias en sus resultados, como por la diferente actitud frente al riesgo de sus dirigentes, tal y como suponen las teorías del comportamiento (March, 1988, p. 6). Por tanto, el diseño de corte transversal del contraste no permite diferenciar entre una explicación u otra. En este sentido, varios artículos han demostrado que pueden existir diferencias estratégicas entre las empresas que influyen simultáneamente en la rentabilidad y el riesgo, pudiendo, por tanto, ser causa de la paradoja. Entre estas explicaciones encontramos el nivel de diversificación utilizado por la empresa (Bettis y Hall, 1982; Bettis y Mahajan, 1985; Amit y Livnat, 1988; Chang y Thomas, 1989; Kim et al., 1993), el poder de mercado (Cool et al., 1989), o la influencia del riesgo en la rentabilidad (Miller y Bromiley, 1990). Por tanto, desde un diseño de sección cruzada, no es posible saber si que la relación obtenida entre rentabilidad y riesgo es causada por la actitud diferente frente al riesgo (como señalan las teorías del comportamiento) o por las características específicas de la empresa.

El corte transversal ha sido también previamente criticado por otros autores, quienes han señalado su falta de idoneidad para contrastar las teorías del comportamiento (MacCrimmon y Wehrung, 1986; Lee, 1997). Estas críticas están basadas en el hecho de que la actitud frente al riesgo no depende sólo del contexto de la toma de decisiones,

sino de varias características inherentes al inversor o a la organización (MacCrimmon y Wehrung, 1986). Por tanto, la actitud frente al riesgo es un concepto específico de cada empresa, y, dado que las teorías del comportamiento están completamente fundamentadas en el cambio de las actitudes frente al riesgo, no sería apropiado contrastarlas utilizando un diseño de sección cruzada, sino longitudinal y específico para cada empresa (Lee, 1997, p. 63).

2.2. Superando el problema de identificación

El segundo aspecto que genera falta de identificación (el diseño seccional) se puede eliminar simplemente utilizando un diseño longitudinal por empresa. Además, este diseño longitudinal es más apropiado para contrastar las hipótesis basadas en actitudes frente al riesgo (Lee, 1997), como se ha señalado anteriormente.

Respecto al primer problema, Bromiley (1991b, p. 1208) señaló que la forma más directa de evitar la inestabilidad temporal es asumir directamente la estabilidad de la distribución de rentabilidad durante el período analizado. Esta solución, no obstante, presenta varios problemas: el primero es que esta estabilidad sólo puede ser aceptada durante pequeños períodos de tiempo, pero no a largo plazo (Lehner, 2000, p. 67). Segundo, este supuesto requiere que cada empresa tenga su propia distribución de resultados para poder evitar la correlación espúrea (Ruefli, 1991, p. 1213; Ruefli y Wiggins, 1994, p. 755). Tercero, si se emplea un modelo longitudinal (necesario para evitar el segundo problema que produce la carencia de identificación), el supuesto de la estabilidad de la distribución de rentabilidad sería incompatible con las hipótesis de las teorías del comportamiento, ya que se estaría asumiendo la estabilidad de la esperanza y varianza de la rentabilidad a lo largo del tiempo. Por tanto, la varianza sería independiente de la esperanza, y, en conclusión, no tendría sentido contrastar la relación entre ambos.

En definitiva, dado que el supuesto sobre la estabilidad de la rentabilidad no es apropiado, es necesario utilizar otra solución más adecuada. Ruefli et al. (1999) propone el uso de medidas alternativas de riesgo para superar el problema de identificación, como las empleadas en algunos de los trabajos que han estudiado la “paradoja”. Por ejemplo, la varianza de los pronósticos de los analistas financieros sobre la rentabilidad de la empresa (Bromiley, 1991a), medidas basadas en el análisis de contenidos de los informes de gestión (Bowman, 1984; Lee, 1997), medidas ordinales de riesgo (Collins y Ruefli, 1992) o riesgo de no alcanzar el objetivo (Miller y Leiblein, 1996) entre otras.

La solución que aporta este trabajo consiste en estimar la esperanza y varianza de la rentabilidad sin usar la media o la varianza muestral. De esta forma, se podría desarrollar un modelo con una única variable, la rentabilidad de la empresa, cuyos momentos estadísticos -esperanza y varianza- podrían estar relacionados entre sí, como señalan las teorías del comportamiento.

En conclusión, se podría resolver el problema de identificación si el modelo cumpliera los siguientes requisitos: primero, ser un modelo longitudinal, específico para cada empresa, donde la rentabilidad, y por tanto, su esperanza y su varianza evolucionan a lo largo del tiempo. Segundo, debe ser un modelo heterocedástico, permitiendo la existencia de la relación entre esperanza y varianza que mencionan las teorías del comportamiento. Tercero, esperanza y varianza están vinculados como dos momentos de la distribución de la rentabilidad, pero no como dos variables diferentes en un modelo de regresión.

2.3. Desarrollo del modelo

La teoría prospectiva (Kahneman y Tversky, 1979) y la teoría del comportamiento de la empresa (Cyert y March, 1963) son las dos teorías del comportamiento que se han empleado por los investigadores de la “paradoja” para explicar la relación entre

rentabilidad y riesgo. Ambas teorías coinciden en señalar una doble actitud frente al riesgo, que es la que origina la doble relación entre rentabilidad y riesgo.

Sin pérdida de generalidad, comenzaremos aceptando como primer supuesto que la rentabilidad evoluciona a lo largo del tiempo siguiendo una serie temporal autorregresiva, como se describe en la expresión [1].

$$R_{it} = f(R_{it-1}, R_{it-2}, \dots, R_{it-n}) + e_{it} \quad [1]$$

Donde R_{it} es la rentabilidad de la empresa i en el período t ; $R_{it-1}, R_{it-2} \dots R_{it-n}$ son las rentabilidades obtenidas en los n períodos previos; y e_{it} es el término error, el cual supondremos que se distribuye normalmente con media nula y varianza finita.

De acuerdo con las teorías del comportamiento, al principio del período, los directivos estimarán la rentabilidad esperada para el mismo (Cyert y March, 1963, p. 163). Esta rentabilidad esperada puede obtenerse en el modelo estimando en el momento $t-1$ la esperanza de la expresión [1] para el momento t :

$$E_{t-1}(R_{it}) = E_{t-1}[f(R_{it-1}, R_{it-2}, \dots, R_{it-n}) + e_{it}] = f(R_{it-1}, R_{it-2}, \dots, R_{it-n}) \quad [2]$$

A la hora de estimar la rentabilidad esperada para el momento t , las rentabilidades anteriores ya son conocidas, y, por tanto, constantes.

Para estimar el riesgo para cada período de tiempo, calcularemos la varianza y la desviación típica de la expresión [1] para cada momento t . Dado que las rentabilidades anteriores son consideradas constantes en el momento t , la varianza de la rentabilidad será igual a la varianza del término de error:

$$S_{t-1}^2(R_{it}) = S_{t-1}^2(e_{it}) \quad [3]$$

Siguiendo las teorías del comportamiento, los directivos compararán la rentabilidad esperada con el nivel de rentabilidad al que ellos aspiran (Kahneman y Tversky, 1979, p. 277; Cyert y March, 1963, p. 169). Este nivel de aspiración será denotado por A_{it} . A

partir de esta comparación entre la esperanza y el nivel de aspiración, los directivos determinarán la cantidad de riesgo que estarán dispuestos a aceptar en el momento t .

De esta forma, si la rentabilidad esperada es mayor que el nivel de aspiración, los directivos presentarán una actitud de aversión hacia el riesgo (Kahneman y Tversky, 1979, p. 279; Cyert y March, 1963, p. 166 – 167), lo que producirá una relación positiva entre rentabilidad y riesgo. En otras palabras, a mayor esperanza, mayor varianza. Por otro lado, si la expectativa de rentabilidad cae por debajo del nivel de aspiración, la actitud frente al riesgo será de propensión, siendo mayor el riesgo asumido cuanto menor sea la esperanza de rentabilidad (Kahneman y Tversky, 1979, p. 279; Cyert y March, 1963, p. 167). En definitiva, la distancia (positiva o negativa) entre la esperanza de rentabilidad y el punto de aspiración está positivamente relacionada con el nivel de riesgo. Por tanto, el mínimo riesgo será alcanzado cuando la esperanza de rentabilidad coincida exactamente con el nivel de aspiración. (Gooding et al., 1996; Lehner, 2000). Esta doble relación se explica gráficamente en la Figura 1.

Para trasladar este proceso de toma de riesgos a un modelo econométrico, comenzaremos asumiendo que cada empresa tendrá un nivel de riesgo mínimo, denotado por $\hat{\sigma}^2(\hat{a})$. Este nivel mínimo es específico de cada empresa y dependerá de las características particulares de cada empresa, tales como sus ventajas competitivas, sector en el que se encuentra, orientación hacia el mercado, poder de mercado, estrategia de diversificación, etc. Este nivel de riesgo mínimo se considerará constante durante el período considerado.

Como se ha comentado anteriormente, la varianza de la rentabilidad en cada período será igual al nivel mínimo de riesgo (varianza mínima) cuando rentabilidad esperada y aspiración coincidan exactamente:

$$E_{t-1}(R_{it}) - A_{it} = 0 \Rightarrow \mathbf{s}_{t-1}^2(\mathbf{e}_{it}) = \mathbf{s}^2(\mathbf{e}_i) \quad [4]$$

Si la rentabilidad esperada supera el nivel aspirado, el riesgo será también superior al nivel de riesgo mínimo. Siguiendo las teorías del comportamiento, a mayor distancia entre esperanza y aspiración, mayor distancia entre el nivel de riesgo de la empresa y su riesgo mínimo. Por simplicidad, consideraremos que ambas distancias son proporcionales. Analíticamente:

$$\begin{aligned} E_{t-1}(R_{it}) - A_{it} > 0 &\Rightarrow \mathbf{s}_{t-1}^2(\mathbf{e}_{it}) - \mathbf{s}^2(\mathbf{e}_i) = \mathbf{b}_{1i} \cdot [E_{t-1}(R_{it}) - A_{it}] \Rightarrow \\ \mathbf{s}_{t-1}^2(\mathbf{e}_{it}) &= \mathbf{s}^2(\mathbf{e}_i) + \mathbf{b}_{1i} \cdot [E_{t-1}(R_{it}) - A_{it}] \end{aligned} \quad [5]$$

Donde $\hat{\mathbf{a}}_{1i}$ denota la relación entre las distancias esperanza – aspiración y nivel de riesgo real – nivel de riesgo mínimo.

Por otro lado, cuando la rentabilidad esperada resulta inferior al nivel objetivo, los directivos también incrementarán el riesgo de la empresa. De nuevo, las distancias esperanza-aspiración y nivel real de riesgo-nivel mínimo de riesgo, se considerarán proporcionales:

$$\begin{aligned} E_{t-1}(R_{it}) - A_{it} < 0 &\Rightarrow \mathbf{s}_{t-1}^2(\mathbf{e}_{it}) - \mathbf{s}^2(\mathbf{e}_i) = -\mathbf{b}_{2i} \cdot [E_{t-1}(R_{it}) - A_{it}] \Rightarrow \\ \mathbf{s}_{t-1}^2(\mathbf{e}_{it}) &= \mathbf{s}^2(\mathbf{e}_i) + \mathbf{b}_{2i} \cdot [A_{it} - E_{t-1}(R_{it})] \end{aligned} \quad [6]$$

Las expresiones [4], [5] y [6] muestran la doble relación rentabilidad-riesgo prevista por las teorías del comportamiento. No obstante, podemos obtener una única ecuación que relaciona riesgo con rentabilidad, de la siguiente forma (función signo):

$$\mathbf{s}_{t-1}^2(\mathbf{e}_{it}) = \mathbf{s}^2(\mathbf{e}_i) + d_{it} \cdot \mathbf{b}_{1i} \cdot [E_{t-1}(R_{it}) - A_{it}] + (1 - d_{it}) \cdot \mathbf{b}_{2i} \cdot [A_{it} - E_{t-1}(R_{it})] \quad [7]$$

Donde d_{it} es una variable dicotómica que será igual a uno si la esperanza de rentabilidad supera el nivel de aspiración, y cero en caso contrario. Se han empleado dos parámetros diferentes $\hat{\mathbf{a}}_{1i}$ y $\hat{\mathbf{a}}_{2i}$ para las distancias positiva y negativa respectivamente, debido a que la teoría prospectiva postula una reacción diferente a ambos tipos de distancia. En concreto, esta teoría establece que la reacción a las distancias negativas resulta superior a las distancias positivas (Kahneman y Tversky, 1979). Esta conducta asimétrica ha sido

previamente contrastada por Fiegenbaum (1990), cuyos resultados apoyan la mayor pendiente en la parte negativa que en la positiva.

En suma, este modelo econométrico describe el comportamiento de una única variable – la tasa de rentabilidad- a través de un modelo de series temporales (expresión [1]), con un problema de heterocedasticidad (expresión [7]).

La estimación de los parámetros beta establecerá si las teorías de la conducta son contrastadas con éxito. Así, si ambos parámetros beta son significativamente positivos, las hipótesis desarrolladas por las teorías del comportamiento sobre aceptación de riesgos se aceptarán. Si $\hat{\alpha}_{1i}$ resulta significativamente positiva y $\hat{\alpha}_{2i}$ negativa, se habrá obtenido la relación positiva entre rentabilidad y riesgo propugnada desde la economía financiera.

3. Métodos

3.1. Base de datos

La mayor parte de la investigación sobre la paradoja ha venido empleando bases de datos correspondientes a empresas estadounidenses. En contraste con estas investigaciones, la investigación sobre la paradoja en otros países ha sido bastante escasa². En este trabajo tratamos de cubrir esta deficiencia empleando una base de datos de empresas no estadounidenses.

La información de mercado usada para contrastar el modelo ha sido obtenida de la Bolsa de Madrid. Se seleccionaron todas las empresas no financieras que cotizaron en el mercado continuo de la Bolsa de Madrid durante todos los años entre 1991 y 1999. El número final de empresas incluidas en la base de datos ha sido de 73.

3.2. Medidas

Al contrario que la mayor parte de los trabajos sobre la paradoja, este artículo ha empleado medidas de rentabilidad y riesgo basadas en datos de mercado. La razón que

justifica el uso de estas medidas es la carencia de estudios que han empleado medidas de mercado para estudiar la paradoja, así como los dispares resultados obtenidos en esos artículos. Además, la validez de la tradicional relación positiva a nivel de mercado está siendo cuestionada desde el artículo de Fama y French (1992), en el que no se encontró relación entre la rentabilidad de mercado y el riesgo sistemático. Por tanto, ya que la relación positiva a nivel de mercado se encuentra tan seriamente cuestionada, resulta interesante trasladar las explicaciones ofrecidas para la paradoja al mercado de capitales.

El uso de medidas de mercado en la investigación sobre la dirección estratégica no es nuevo, aunque las medidas contables tienden a considerarse como más susceptibles de controlar por parte de la gerencia (Bettis y Mahajan, 1982, p. 785). Muchos autores han empleado medidas de mercado para ambas dimensiones, especialmente cuando se toma como objetivo principal la maximización de la riqueza del accionista (Naylor y Tapon, 1982; Ruefli et al., 1999, p. 173).

Medida de rentabilidad

La medida de rentabilidad utilizada ha sido la rentabilidad de mercado anual. Esta medida, que se ha utilizado frecuentemente en la literatura previa (Abowd, 1990; Miller y Bromiley, 1990; Bloom y Milkovich, 1998), se puede definir como:

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-365} + \sum_{j=0}^{365} CF_{it-j}}{P_{it-365}} \quad [8]$$

R_{it} es la rentabilidad de mercado anual para una acción ordinaria de la empresa i en el día t . P_{it} es el precio de cierre para una acción ordinaria de la empresa i en el día t . P_{it-365} es el precio de cierre para la misma acción y en el mismo día, pero del año inmediatamente anterior. En los casos en que la acción no cotizase en esa fecha en concreto, se empleó el precio de cierre anterior más cercano en el tiempo. Todos los

precios fueron ajustados para eliminar el efecto de las operaciones de capital (splits o refundición de nominal). CF_{it-j} son los flujos de caja pagados a los accionistas desde el día $t-365$ hasta el día t . Estos flujos de caja incluyen dividendos, devolución de aportaciones y cualquier otra fuente de flujo de caja obtenida por los accionistas. Finalmente, se ha calculado la rentabilidad anual para cada día entre las fechas 1/1/92 y 31/12/99.

Rentabilidad esperada

Para estimar la rentabilidad esperada, la función descrita en la expresión [1] debe ser desarrollada. El modelo de series temporales seleccionado ha sido un modelo autorregresivo integrado de primer orden (ARI(1)). Esta selección se ha basado en que este modelo, siendo el más simple, ha resultado ser también el que mejor ajustó empíricamente a los datos empleando la metodología de Box-Jenkins. Por tanto, las expresiones [1] y [2] podrían re-escribirse de la siguiente forma:

$$R_{it} - R_{it-1} = a_i + b_i \cdot (R_{it-1} - R_{it-2}) + e_{it} \quad [9]$$

$$E_{t-1}(R_{it}) = R_{it-1} + a_i + b_i \cdot (R_{it-1} - R_{it-2}) \quad [10]$$

La estimación del modelo [10] ofrecerá valores para los parámetros a_i y b_i , lo que permitirá estimar la rentabilidad esperada para cada empresa individualmente en cada momento del tiempo.

Medida de riesgo

La medida de riesgo se obtiene asimismo del modelo, y se define en la expresión [7]. Aunque la medida de riesgo de mercado más usual en la literatura previa sobre dirección estratégica ha sido el riesgo sistemático (Ruefli et al. 1999), en este trabajo se ha utilizado una medida del riesgo total: la varianza de la rentabilidad.

Existen varias razones para usar una medida de riesgo total en lugar del riesgo sistemático. La primera razón es que la varianza de la rentabilidad resulta más cercana

al concepto que los gerentes tienen del riesgo (Veliyath y Ferris, 1997, p. 220). Así, el CAPM considera sólo el riesgo sistemático porque los accionistas pueden reducir a cero el riesgo no sistemático o específico de cada empresa simplemente mediante la diversificación de su cartera de inversiones. Sin embargo, los directivos no pueden eliminar la porción no sistemática de riesgo, ya que ellos están sujetos al riesgo específico de su empresa, y no les es posible diversificar de la misma forma que los accionistas (Veliyath y Ferris, 1997, p. 219 – 220). Por tanto, el riesgo total es una medida más apropiada para el concepto directivo de riesgo. Por otro lado, el control directivo sobre el riesgo sistemático es teóricamente inferior que sobre el riesgo total, ya que el sistemático va a depender tanto de las actuaciones de los directivos como en la marcha del mercado en general (Naylor y Tapon, 1982; Veliyath y Ferris, 1997).

Además de los problemas anteriores, varios investigadores han obtenido, desde la economía financiera, una relación nula entre el riesgo sistemático y la rentabilidad, especialmente a partir del artículo de Fama y French (1992). Una de las explicaciones para esta relación nula es que el parámetro beta del CAPM no puede capturar todos los factores existentes de riesgo sistemático que influyen en la rentabilidad de las acciones (Fama y French, 1993; Jegadeesh y Titman, 1993; Davis, 1994; Lakonishok et al., 1994; Wang, 2000). Si se acepta esta explicación, la medida tradicional de riesgo sistemático (el parámetro beta del CAPM) no capturaría todos los factores de riesgo, y por tanto, resultaría ser una medida de riesgo poco adecuada (Ruefli et al., 1999, p. 172).

Finalmente, recientes estudios en Economía Financiera han señalado la existencia de serios problemas metodológicos en el cálculo del riesgo sistemático de forma empírica. En este sentido, Roll y Ross (1994) demostraron que es necesario utilizar un índice de mercado que sea eficiente en el sentido media-varianza para obtener buenas estimaciones del riesgo sistemático. No obstante, dado que no es posible verificar

empíricamente este hecho, la aplicación práctica del CAPM queda severamente limitada (Roll y Ross, 1994, p. 111).

En definitiva, debido a los importantes problemas que el parámetro beta presenta, se ha considerado que la varianza de la rentabilidad parece una medida más apropiada para nuestro estudio que el riesgo sistemático.

Nivel de aspiración

El nivel de aspiración (o nivel objetivo para la teoría prospectiva) debe ser definido para poder contrastar el modelo. La literatura previa ha venido utilizando fundamentalmente dos tipos de aspiraciones: aspiración social y aspiración histórica (Greve, 1998). La primera estaría compuesta a partir de la rentabilidad de las empresas del mismo sector, siendo la medida más común la media o mediana de las rentabilidades del sector (véase por ejemplo Fiegenbaum y Thomas, 1988; Fiegenbaum, 1990; Jegers, 1991; Bromiley, 1991a; Miller y Leiblein, 1996). La aspiración histórica es propia de cada empresa, y se fundamenta en la rentabilidad de la misma empresa durante periodos previos. Generalmente, se ha utilizado la rentabilidad que la empresa ha obtenido en el período inmediatamente anterior (Bromiley, 1991a; Miller y Leiblein, 1996; Lee, 1997; Palmer y Wiseman, 1999).

El concepto de aspiración empleado en este trabajo es equivalente al de aspiración histórica. La rentabilidad del momento inmediatamente anterior R_{it-1} ha sido la medida seleccionada como nivel de aspiración. Esta selección viene avalada por dos razones: en primer lugar, el punto de aspiración histórica parece más consistente con los postulados de la teoría prospectiva que la aspiración social (Lee, 1997, p. 62): La teoría prospectiva establece el “status quo” de la empresa como punto de referencia, por lo que este “status quo” resulta más identificable con la rentabilidad obtenida en el período anterior de la empresa que con la media de la industria.

La segunda razón es que la evidencia que parecen aportar varios autores apunta a que la relación entre rentabilidad y riesgo puede ser explicada más fácilmente cuando se utilizan puntos de aspiración específicos para cada empresa, en lugar de considerar un punto específico para todo el sector como en el caso de la aspiración social (Gooding et al., 1996; Lehner, 2000).

3.3. Metodología estadística

Con todas las características anteriormente desarrolladas, la versión final del modelo sería la siguiente:

$$R_{it} - R_{it-1} = a_i + b_i \cdot (R_{it-1} - R_{it-2}) + \mathbf{e}_{it} \quad [11]$$

$$\mathbf{S}_{t-1}^2(\mathbf{e}_{it}) = \mathbf{S}^2(\mathbf{e}_i) + d_{it} \cdot \mathbf{b}_{1i} \cdot [E_{t-1}(R_{it}) - R_{it-1}] + (1 - d_{it}) \cdot \mathbf{b}_{2i} \cdot [R_{it-1} - E_{t-1}(R_{it})] \quad [12]$$

Donde R_{it} es la única variable en el momento t , R_{it-1} es el valor del nivel de aspiración, d_{it} es una variable artificial para introducir la función signo, y a_i , b_i , β_{1i} , β_{2i} , y $\sigma^2(\epsilon_i)$ son los coeficientes a estimar.

La característica más relevante de este modelo es su heterocedasticidad. Es decir, la varianza del término de error no es constante para todo el periodo de tiempo contemplado, sino que cambia dependiendo de la diferencia entre la rentabilidad esperada y la aspiración (R_{it-1}). Esta heterocedasticidad hace que el método de estimación de mínimos cuadrados ordinarios no sea eficiente, por lo que se requiere otra metodología de estimación alternativa. En este trabajo, los parámetros han sido estimados mediante máxima log-verosimilitud.

La maximización de la función de log-verosimilitud ha sido realizada con el programa Large-Scale GRG Solver Engine, de Frontline Systems. El apéndice 1 describe detalladamente el desarrollo de la función de log-verosimilitud para el modelo, así como el proceso de maximización.

Para contrastar la significación del modelo o de los coeficientes, se ha usado el estadístico de Wald. Este estadístico presenta la ventaja sobre otras técnicas alternativas (como el ratio de verosimilitud o el test de Lagrange) de que el modelo sólo tiene que ser optimizado una vez. La formulación del estadístico de Wald se puede consultar en Greene (1993, pp. 379-381). Asimismo, se ha empleado el método BHHH (Berndt et al., 1974) para estimar la varianza de los parámetros. Este método presenta varias ventajas sobre los métodos alternativos, tales como la economía de operaciones o que evita los errores de aproximación en los resultados obtenidos por ordenador (Greene, 1993, pp. 115-116).

4. Resultados

El apéndice 2 muestra los valores de los parámetros a_i , b_i , $\sigma^2(\hat{a})$, β_{1i} y β_{2i} para cada empresa de la muestra, su grado de significación, y su error estándar en paréntesis, así como el estadístico de Wald para el modelo completo.

Los resultados muestran que el modelo econométrico resulta significativo para todas las empresas ($p\text{-valor} < 0,0001$). Respecto a la ecuación de la esperanza de la rentabilidad, el parámetro “ a_i ” resulta significativo en la mayoría de los casos (65 de las 73 empresas), al igual que el parámetro “ b_i ”, que resulta también frecuentemente significativo (71 de las 73 empresas).

Los valores estimados para los parámetros \hat{a}_{1i} y \hat{a}_{2i} resultan positivos para todas las empresas, y son asimismo significativamente distintos de cero para la mayor parte de las empresas. En concreto, el parámetro para las distancias positivas \hat{a}_{1i} es significativo al nivel del 0.05 en todos los casos excepto uno (EUR). Este valor positivo y significativo demuestra que, a mayor distancia entre la esperanza y el valor aspirado, cuando la primera excede al segundo, mayor riesgo asumirá la empresa.

En cuanto a las distancias negativas, el parámetro $\hat{\alpha}_{2i}$ resulta significativamente mayor que cero en setenta y dos de los setenta y tres casos de la muestra. La excepción la constituye AUM, que, curiosamente, comparte con EUR la pertenencia al sector de autopistas. En conclusión, cuanto mayor sea la distancia entre esperanza y aspiración, cuando la aspiración es superior a la esperanza de rentabilidad, mayor será el nivel de riesgo que asumirá la empresa.

Por tanto, los resultados apoyan la perspectiva de las teorías del comportamiento sobre la aceptación de riesgos en función del punto de referencia o aspiración, pero en su aplicación a las medidas de rentabilidad y riesgo de mercado. Así, a mayor distancia al punto de aspiración –independientemente del signo de tal distancia– mayor riesgo existirá en la empresa.

Finalmente, el parámetro indicador del riesgo mínimo $\sigma^2(\hat{\alpha})$ ha resultado significativo para todas las empresas de la muestra, incluso para aquellos casos en los que los parámetros beta no han resultado significativos (EUR y AUM). Asimismo, el rango de variación de esta medida ha resultado ser curiosamente pequeño, oscilando entre el 0,024% de KOI y el 0,309% de VID, con la única excepción de GPP, cuyo valor extremo alcanza el 1,062%.

En resumen, el modelo en conjunto ha resultado significativo para todas las empresas, con los parámetros beta positivos y significativos, como predecían las hipótesis de partida. Solo existen dos excepciones, curiosamente pertenecientes al mismo sector³, y en las cuales uno de los parámetros no resultó significativo, pero sí positivo. Por tanto, los resultados apoyan fuertemente la idea de que la perspectiva sobre la toma de riesgos procedente de las teorías del comportamiento se produce de forma generalizada entre las empresas españolas que cotizan en la Bolsa, y asimismo puede ser aplicada con datos de mercado.

5. Discusión y conclusiones

En este trabajo, se han analizado dos de los problemas más importantes que han condicionado la investigación sobre la paradoja de Bowman: el problema de la identificación de los modelos y la falta de evidencia de la paradoja a nivel de mercado.

Respecto al primer problema, hemos señalado las dos principales fuentes de falta de identificación: la inestabilidad temporal de la distribución de la rentabilidad y el diseño de sección cruzada de la investigación. Asimismo, hemos propuesto un modelo econométrico que resuelve ambos problemas: en primer lugar, es un modelo longitudinal y específico para cada empresa, evitando de esta forma el problema del diseño de corte transversal para el contraste de las hipótesis de las teorías del comportamiento. En segundo lugar, en este modelo sólo se emplea una variable -la rentabilidad de la empresa- la cual presenta una varianza heterocedástica, dependiente de la distancia entre la esperanza de rentabilidad y el nivel de aspiración.

El segundo problema es la falta de investigación desde el punto de vista de la paradoja acerca de la relación entre rentabilidad y riesgo a nivel de mercado. Esta carencia es incluso más sorprendente a la vista de las corrientes de investigación existentes en la economía financiera que están cuestionando la tradicional relación positiva entre rentabilidad y riesgo, e iniciadas a raíz del artículo de Fama y French (1992). Abundando en el problema, los trabajos que han estudiado la relación de mercado desde el punto de vista de la paradoja han obtenido resultados notablemente contradictorios entre sí.

Los resultados obtenidos con nuestro modelo, empleando medidas de mercado de rentabilidad y riesgo, son consistentes con la perspectiva de las teorías del comportamiento acerca de la toma de decisiones: existe una relación positiva entre

rentabilidad y riesgo cuando la rentabilidad esperada supera el nivel de aspiración, y una relación negativa cuando las expectativas no alcanzan dicho nivel aspirado.

Este resultado tiene importantes implicaciones para la investigación sobre la paradoja de Bowman y la muerte de la beta. En primer lugar, y en referencia a la paradoja, si aceptamos que la perspectiva del comportamiento se produce también para los datos contables, los resultados obtenidos en este trabajo demuestran que se está produciendo la misma relación a nivel de mercado. Por tanto, y dado que no existe diferencia entre la relación observada con datos contables y la obtenida con datos de mercado, no cabe hablar de paradoja alguna. Simplemente, la tradicional idea de una relación permanentemente positiva entre rentabilidad y riesgo no se sostiene, sino que existe evidencia de una doble relación negativa-positiva tal y como las teorías del comportamiento defienden.

En segundo lugar, la investigación sobre la muerte de la beta está buscando explicaciones sobre la falta de relación entre el parámetro beta y la rentabilidad. Varias razones han sido esgrimidas hasta la fecha: desde la imposibilidad de contrastar empíricamente el CAPM (Roll y Ross, 1994), hasta la necesidad de incluir información adicional para capturar aquellos factores de riesgo sistemático no medidos por el parámetro beta (Fama y French, 1993; Jegadeesh y Titman, 1993; Davis, 1994; Lakonishok et al., 1994; Wang, 2000). No obstante, en todos estos trabajos, la idea de una relación positiva entre rentabilidad y la medida apropiada de riesgo (cualquiera que esta sea) es todavía universalmente aceptada, debido a que todos estos artículos emplean como condición de partida la asunción de un comportamiento adverso al riesgo por parte de los inversores. Los resultados obtenidos en este trabajo no pueden servir como una explicación directa para la falta de relación empírica entre el parámetro beta y la rentabilidad, ya que la medida utilizada ha sido la varianza y no el indicador de riesgo

sistemático. No obstante, sí que apuntan hacia una posible explicación para esa falta de relación: la existencia de actitudes propensas al riesgo cuando la rentabilidad esperada resulta ser demasiado baja. La investigación puede, por tanto, continuar utilizando medidas de riesgo sistemático y no sistemático, y permitiendo que los inversores muestren actitudes propensas al riesgo tal y como la teoría prospectiva y la teoría del comportamiento de la empresa prevén. En este sentido, sería interesante investigar cómo afecta la situación de la rentabilidad esperada con respecto al nivel de aspiración a los componentes sistemático y específico del riesgo de la acción.

Un interesante resultado obtenido con este modelo son los valores obtenidos para la medida de riesgo mínimo. Esta medida muestra la porción del riesgo de la empresa que no depende de la distancia entre esperanza y aspiración, es decir, el nivel de riesgo que la empresa presentaría si la expectativa coincidiera exactamente con el nivel de aspiración. Las fuentes de este riesgo mínimo pueden encontrarse en trabajos anteriores sobre la paradoja. Por ejemplo, la orientación hacia el consumidor (Bowman, 1980; Bettis y Mahajan, 1985), el poder de mercado (Cool et al., 1989) o la estrategia de diversificación (Bettis y Hall, 1982; Bettis y Mahajan, 1985; Chang y Thomas, 1989; Kim et al., 1993) han sido utilizadas previamente para explicar las diferencias en la toma de riesgos entre las empresas. En este sentido, una interesante línea de investigación sería analizar cómo esta medida específica para cada empresa de riesgo mínimo puede ser afectada por características propias de la empresa o de su sector de actividad.

Además de la anterior línea de investigación, los diferentes valores de los parámetros beta obtenidos en el modelo para cada empresa muestran diferencias en los grados de propensión o aversión frente al riesgo de cada empresa. Estas diferencias pueden proveer asimismo de interesantes vías de investigación para el futuro. Como sugiere la

investigación previa (McCrimmon y Wehrung, 1986; Lee, 1997), el grado de aversión o propensión al riesgo es una característica específica de cada empresa, y así lo demuestran los diferentes valores obtenidos en nuestro modelo. Por tanto, valdría la pena estudiar por qué algunas empresas exhiben actitudes más extremas hacia el riesgo que otras.

Finalmente, nuestro trabajo presenta algunas limitaciones que deberían ser solventadas en futuras investigaciones. En primer lugar, aunque nuestro trabajo contribuye presentando evidencia adicional sobre la paradoja con una muestra de empresas no estadounidenses, cabría dentro de lo posible que la relación observada fuera una característica propia del mercado de capitales empleado. Por tanto, convendría obtener la misma evidencia en mercados de capitales más perfectos y profundos, tales como el mercado neoyorquino.

Por otro lado, aunque el modelo aquí presentado podría en principio ser aplicado tanto a datos de mercado como a datos contables, el procedimiento de estimación utilizado (máxima verosimilitud) requiere un número muy elevado de observaciones, resultando casi imposible obtener tal número de observaciones con datos contables, dado que la periodicidad de esta información suele ser, cuando menos, trimestral. No obstante, con el nuevo desarrollo de sistemas integrados de gestión como el ERP, cabe la posibilidad de que en un futuro cercano las empresas faciliten información contable al mercado exactamente igual que sucede en la actualidad con sus cotizaciones bursátiles. Otra posible solución sería utilizar largas series de datos históricos contables, aunque en este caso sería mucho más difícil justificar la estabilidad del modelo. Es decir, tendríamos que sustituir el modelo ARI(1) por modelos más sofisticados.

Apéndice 1. Función de log-verosimilitud del modelo

La media y la varianza de la rentabilidad para cada momento están definidas en las ecuaciones [11] y [12]:

$$E_{t-1}(R_{it}) - R_{it-1} = a_i + b_i \cdot (R_{it-1} - R_{it-2}) \quad [11]$$

$$\mathbf{s}_{t-1}^2(\mathbf{e}_{it}) = \mathbf{s}^2(\mathbf{e}_i) + d_{it} \cdot \mathbf{b}_{1i} \cdot [E_{t-1}(R_{it}) - R_{it-1}] + (1 - d_{it}) \cdot \mathbf{b}_{2i} \cdot [R_{it-1} - E_{t-1}(R_{it})] \quad [12]$$

Dado que ε_{it} se distribuye normalmente, con media nula y varianza finita e igual a $\sigma^2(\varepsilon_{it})$, la función de densidad de ε_{it} sería la siguiente:

$$f(\mathbf{e}_{it}) = \frac{1}{\sqrt{2\mathbf{p}\mathbf{s}(\mathbf{e}_{it})}} \cdot \exp\left[-\frac{\mathbf{e}_{it}^2}{2 \cdot \mathbf{s}^2(\mathbf{e}_{it})}\right] \quad [13]$$

La función de verosimilitud de la muestra de n observaciones de ε_{it} sería:

$$L_i = \prod_{t=1}^n f(\mathbf{e}_{it}) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\mathbf{p}}}\right)^n \cdot \prod_{t=1}^n \frac{1}{\mathbf{s}(\mathbf{e}_{it})} \cdot \exp\left[-\sum_{t=1}^n \frac{\mathbf{e}_{it}^2}{2 \cdot \mathbf{s}^2(\mathbf{e}_{it})}\right] \quad [14]$$

Finalmente, la función de log-verosimilitud sería la siguiente:

$$\ln(L_i) = -\frac{n}{2} \ln(2\mathbf{p}) - \frac{1}{2} \cdot \sum_{t=1}^n \ln(\mathbf{s}^2(\mathbf{e}_{it})) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \frac{\mathbf{e}_{it}^2}{\mathbf{s}^2(\mathbf{e}_{it})} \quad [15]$$

Por último, sustituyendo en la expresión [15] el valor del error y la ecuación de la varianza, obtendríamos la expresión final de la función de log-verosimilitud:

$$\begin{aligned} \ln(L_i) = & -\frac{n}{2} \ln(2\mathbf{p}) - \frac{1}{2} \cdot \sum_{t=1}^n \ln[\mathbf{s}^2(\mathbf{e}_i) + d_{it} \cdot \mathbf{b}_{1i} \cdot [E_{t-1}(R_{it}) - A_{it}] + (1 - d_{it}) \cdot \mathbf{b}_{2i} \cdot [A_{it} - E_{t-1}(R_{it})]] \\ & - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \frac{[R_{it} - R_{it-1} - a_i - b_i \cdot (R_{it-1} - R_{it-2})]^2}{\mathbf{s}^2(\mathbf{e}_i) + d_{it} \cdot \mathbf{b}_{1i} \cdot [E_{t-1}(R_{it}) - A_{it}] + (1 - d_{it}) \cdot \mathbf{b}_{2i} \cdot [A_{it} - E_{t-1}(R_{it})]} \end{aligned} \quad [16]$$

El proceso de maximización de esta función ha sido realizado en tres pasos:

Primero, los valores iniciales para la ecuación de la esperanza (a_i y b_i) fueron estimados usando mínimos cuadrados ordinarios. Aunque el método de mínimos cuadrados ordinarios no ofrece buenas estimaciones para estos parámetros por causa de la

heterocedasticidad, estos valores pueden considerarse como aproximados a los correctos, y, por tanto, usarse como puntos de inicio para el proceso de maximización.

En el segundo paso, las estimaciones anteriores son usadas para calcular los valores de los errores de regresión. Usando estos errores como variable dependiente, se realiza una primera estimación de los parámetros de la ecuación de la varianza por mínimos cuadrados ordinarios.

Finalmente, todos los valores de los parámetros obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios son usados como puntos de partida para el proceso de maximización. Esta maximización se realizó usando el programa Large-Scale GRG Solver Engine de Frontline Systems con método multi-comienzo. Este método permite al programa buscar el valor óptimo de la función desde diferentes puntos de partida, alcanzando diferentes óptimos locales, y seleccionando el mejor de ellos como probable solución óptima global.

Para asegurar que el modelo ofrece valores positivos de la varianza $\sigma^2(\epsilon_{it})$ para cada momento t , se incluyeron en el modelo asimismo las tres siguientes restricciones:

$$\begin{aligned}
 & \mathbf{s}^2(\mathbf{e}_i) \geq 0 \\
 & d_{it} \cdot b_{1i} \cdot PG_{it} \geq -\mathbf{s}(\mathbf{e}_i) \forall t \Leftrightarrow b_{1i} \geq -\frac{\mathbf{s}^2(\mathbf{e}_i)}{\max(d_{it} \cdot [E_{t-1}(R_{it}) - A_{it}])} \\
 & (1 - d_{it}) \cdot b_{2i} \cdot (-PG_{it}) \geq -\mathbf{s}(\mathbf{e}_i) \forall t \Leftrightarrow b_{2i} \geq -\frac{\mathbf{s}^2(\mathbf{e}_i)}{\max[(1 - d_{it}) \cdot [A_{it} - E_{t-1}(R_{it})]]}
 \end{aligned} \tag{17}$$

Apéndice 2. Coeficientes del modelo econométrico para cada empresa

Ticker	a_i	b_i	$s^2(\hat{a})$	b_{1i}	b_{2i}	Estadístico de Wald
ACE	-0,00036 **** (0,00005)	0,07867 **** (0,00880)	0,00059 **** (0,00001)	0,35088 **** (0,01523)	0,16882 **** (0,01071)	859,30 ****
ACX	-0,00060 **** (0,00004)	0,06966 **** (0,00664)	0,00058 **** (0,00001)	0,47645 **** (0,02153)	0,16405 **** (0,00963)	889,96 ****
AGI	-0,00015 **** (0,00002)	0,03452 **** (0,00393)	0,00091 **** (0,00001)	1,07400 **** (0,06060)	0,50912 **** (0,02478)	813,21 ****
AGR	-0,00514 **** (0,00003)	0,15269 **** (0,00422)	0,00067 **** (0,00002)	1,38863 **** (0,05712)	0,81944 **** (0,00412)	41513,88 ****
AGS	0,00004 **** (0,00003)	0,05749 *** (0,01202)	0,00040 **** (0,00001)	0,15348 **** (0,01458)	0,10077 **** (0,01069)	222,56 ****
ALT	-0,00019 **** (0,00002)	0,02474 **** (0,00306)	0,00059 **** (0,00001)	0,75303 **** (0,06003)	0,56985 **** (0,03136)	553,11 ****
AMP	0,00109 **** (0,00003)	0,09436 **** (0,00926)	0,00241 **** (0,00003)	0,80048 **** (0,01737)	0,73952 **** (0,03309)	2728,19 ****
ANA	-0,00108 **** (0,00005)	0,09375 **** (0,00855)	0,00082 **** (0,00001)	0,48534 **** (0,02154)	0,37207 **** (0,00732)	3208,66 ****
ASA	0,00052 **** (0,00001)	0,04936 **** (0,00220)	0,00138 **** (0,00001)	1,06591 **** (0,02070)	1,80933 **** (0,03952)	5252,67 ****
AUM	0,00000 **** (0,00004)	0,02930 *** (0,00642)	0,00043 **** (0,00001)	0,28357 **** (0,02552)	0,01613 **** (0,01546)	145,40 ****
AZC	0,00047 **** (0,00001)	0,02195 **** (0,00146)	0,00084 **** (0,00001)	0,91505 **** (0,02415)	1,41026 **** (0,10064)	1857,80 ****
AZK	0,00051 **** (0,00001)	0,04801 **** (0,00561)	0,00078 **** (0,00001)	0,80017 **** (0,01866)	0,49266 **** (0,02386)	2337,73 ****
BAM	-0,00031 **** (0,00000)	-0,02562 **** (0,00184)	0,00163 **** (0,00002)	1,23180 **** (0,07367)	1,81466 **** (0,04872)	1861,02 ****
BES	0,00073 **** (0,00005)	-0,15994 **** (0,02676)	0,00103 **** (0,00001)	0,19209 **** (0,00876)	0,20400 **** (0,01439)	717,94 ****
CAF	-0,00084 **** (0,00006)	-0,07828 **** (0,00965)	0,00050 **** (0,00001)	0,24377 **** (0,01879)	0,17133 **** (0,00631)	970,83 ****
CAN	0,00006 **** (0,00000)	-0,00558 **** (0,00015)	0,00046 **** (0,00001)	0,54379 **** (0,05902)	4,01841 **** (0,29788)	1593,86 ****
CEP	-0,00011 **** (0,00001)	-0,01627 **** (0,00245)	0,00034 **** (0,00001)	0,34237 **** (0,03500)	0,84060 **** (0,03224)	819,48 ****
CGI	-0,00077 **** (0,00000)	0,03019 **** (0,00125)	0,00082 **** (0,00000)	3,05876 **** (0,10807)	2,07162 **** (0,00498)	174618,30 ****
CPF	-0,00027 **** (0,00000)	-0,01500 **** (0,00117)	0,00070 **** (0,00001)	2,82327 **** (0,22839)	1,25270 **** (0,02160)	3679,36 ****
CPL	0,00028 **** (0,00001)	-0,02379 **** (0,00107)	0,00041 **** (0,00001)	0,58282 **** (0,02151)	1,75486 **** (0,07789)	1736,30 ****
CRI	0,00004 **** (0,00000)	0,00980 **** (0,00072)	0,00047 **** (0,00001)	1,02776 **** (0,07574)	1,77982 **** (0,12217)	580,17 ****
CTG	-0,00048 **** (0,00006)	0,03878 **** (0,00605)	0,00086 **** (0,00001)	0,43640 **** (0,04622)	0,20632 **** (0,01422)	340,62 ****
DRC	0,00024 **** (0,00002)	0,02112 **** (0,00314)	0,00072 **** (0,00001)	0,59178 **** (0,03833)	0,73100 **** (0,06631)	405,25 ****
ECR	0,00030 **** (0,00000)	-0,08007 **** (0,00544)	0,00119 **** (0,00001)	3,54816 **** (0,01201)	0,95117 **** (0,01908)	90049,27 ****
ELE	-0,00009 **** (0,00004)	0,02960 **** (0,00578)	0,00050 **** (0,00001)	0,32931 **** (0,03584)	0,21957 **** (0,02742)	174,78 ****

* p-valor < 0,05

** p-valor < 0,01

*** p-valor < 0,001

**** p-valor < 0,0001

Apéndice 2. Coeficientes del modelo econométrico para cada empresa (continuación)

Ticker	a_i	b_i	$s^2(\hat{a})$	b_{1i}	b_{2i}	Estadístico de Wald
ENC	0,00117 **** (0,00003)	0,07636 **** (0,00616)	0,00090 **** (0,00001)	0,42184 **** (0,01118)	0,79581 **** (0,03517)	2088,35 ****
ENH	-0,00043 **** (0,00003)	-0,04112 **** (0,00494)	0,00031 **** (0,00001)	0,31810 **** (0,02429)	0,33428 **** (0,01160)	1071,86 ****
EPC	-0,00002 **** (0,00000)	0,00148 **** (0,00001)	0,00172 **** (0,00001)	11,10808 **** (0,88586)	34,38377 **** (0,27787)	68849,82 ****
ERZ	-0,00052 **** (0,00002)	-0,04397 **** (0,00360)	0,00044 **** (0,00001)	0,72148 **** (0,03721)	0,44536 **** (0,01346)	1619,56 ****
EUR	-0,00022 **** (0,00013)	-0,02134 **** (0,12855)	0,00049 **** (0,00000)	-0,00393 **** (0,02557)	0,10355 **** (0,00764)	183,72 ****
FCC	-0,00073 **** (0,01007)	0,09234 **** (0,01018)	0,00069 **** (0,00001)	0,32880 **** (0,02267)	0,18155 **** (0,00744)	887,87 ****
FEC	-0,00002 **** (0,00000)	-0,00604 **** (0,00049)	0,00033 **** (0,00001)	2,09752 **** (0,15515)	1,76999 **** (0,11163)	585,32 ****
FIL	-0,00017 **** (0,00002)	-0,05412 **** (0,00604)	0,00041 **** (0,00001)	0,46579 **** (0,02050)	0,39593 **** (0,01455)	1337,03 ****
FNZ	0,00083 **** (0,00006)	-0,05981 **** (0,01052)	0,00150 **** (0,00002)	0,26256 **** (0,01749)	0,54999 **** (0,04143)	434,03 ****
FYM	-0,00049 **** (0,00008)	-0,06950 **** (0,01054)	0,00130 **** (0,00002)	0,40023 **** (0,02727)	0,35039 **** (0,01966)	576,52 ****
GES	0,00005 **** (0,00000)	-0,00357 **** (0,00008)	0,00037 **** (0,00000)	1,71254 **** (0,08227)	5,22670 **** (0,52053)	2678,14 ****
GPP	-0,00778 **** (0,00000)	-0,04772 **** (0,00002)	0,01062 **** (0,00007)	146,0926 **** (4,30305)	8,60357 **** (0,00917)	4737446 ****
IBE	0,00000 **** (0,00003)	0,03009 **** (0,00608)	0,00043 **** (0,00001)	0,29166 **** (0,03044)	0,25052 **** (0,02598)	209,29 ****
KOI	0,00044 **** (0,00000)	-0,02031 **** (0,00028)	0,00024 **** (0,00000)	0,78492 **** (0,00728)	3,48237 **** (0,26220)	17004,71 ****
MDF	0,00015 **** (0,00002)	0,04824 **** (0,00538)	0,00088 **** (0,00001)	0,72660 **** (0,02265)	0,62170 **** (0,03434)	1437,02 ****
MVC	0,00000 **** (0,00000)	-0,00312 **** (0,00010)	0,00041 **** (0,00001)	2,59383 **** (0,17748)	4,84754 **** (0,34904)	1461,66 ****
NAN	-0,00084 **** (0,00016)	-0,12639 ** (0,02873)	0,00063 **** (0,00001)	0,08266 **** (0,00788)	0,10773 **** (0,00537)	531,59 ****
NEA	-0,00056 **** (0,00000)	0,01602 **** (0,00065)	0,00300 **** (0,00003)	7,57938 **** (0,45923)	3,26602 **** (0,05833)	4007,68 ****
NHH	0,00073 **** (0,00001)	0,05151 **** (0,00233)	0,00079 **** (0,00001)	0,47135 **** (0,01167)	1,48388 **** (0,05710)	2794,19 ****
NMQ	-0,00067 **** (0,00008)	-0,07410 **** (0,01172)	0,00099 **** (0,00001)	0,26550 **** (0,01780)	0,22521 **** (0,01102)	679,93 ****
PIN	0,00055 **** (0,00000)	0,04434 **** (0,00135)	0,00160 **** (0,00002)	3,46850 **** (0,03130)	2,64375 **** (0,05625)	15567,29 ****
PRY	0,00005 **** (0,00003)	0,04395 **** (0,00749)	0,00046 **** (0,00001)	0,28610 **** (0,02415)	0,29126 **** (0,01480)	562,22 ****
PSG	-0,00005 **** (0,00000)	-0,00845 **** (0,00085)	0,00101 **** (0,00001)	2,49656 **** (0,15507)	1,63815 **** (0,09328)	665,73 ****
PUL	-0,00064 **** (0,00001)	0,05611 **** (0,00581)	0,00200 **** (0,00001)	0,71195 **** (0,03237)	0,97593 **** (0,01878)	3278,33 ****
RAD	-0,00038 **** (0,00000)	0,02280 **** (0,00091)	0,00276 **** (0,00003)	3,43041 **** (0,14953)	3,26226 **** (0,07326)	3140,57 ****

* p-valor < 0,05

** p-valor < 0,01

*** p-valor < 0,001

**** p-valor < 0,0001

**Apéndice 2. Coeficientes del modelo econométrico para cada empresa
(continuación)**

Ticker	a_i	b_i	s²(\hat{a})	b_{1i}	b_{2i}	Estadístico de Wald
REP	-0,00006 (0,00004)	0,05807 **** (0,00864)	0,00030 **** (0,00001)	0,21040 **** (0,01582)	0,08251 **** (0,00960)	295,97 ****
SEV	-0,00008 * (0,00002)	-0,03012 **** (0,00435)	0,00043 **** (0,00001)	0,44942 **** (0,03224)	0,39530 **** (0,02655)	464,12 ****
SNC	0,00036 **** (0,00001)	-0,03442 **** (0,00144)	0,00278 **** (0,00003)	1,61457 **** (0,05483)	2,50359 **** (0,09106)	2195,81 ****
STG	-0,00012 **** (0,00001)	-0,01385 **** (0,00127)	0,00079 **** (0,00001)	1,48358 **** (0,09547)	1,39721 **** (0,07259)	731,71 ****
TEF	-0,00044 **** (0,00007)	0,10211 **** (0,01246)	0,00043 **** (0,00001)	0,18191 **** (0,01190)	0,13307 **** (0,00889)	525,02 ****
TFI	-0,00021 **** (0,00002)	-0,02480 **** (0,00309)	0,00101 **** (0,00001)	1,09539 **** (0,06220)	0,69197 **** (0,03797)	706,50 ****
TUB	-0,00093 **** (0,00001)	0,05258 **** (0,00376)	0,00112 **** (0,00001)	1,08706 **** (0,05106)	1,05373 **** (0,01413)	6208,84 ****
TUD	0,00029 **** (0,00001)	-0,02621 **** (0,00112)	0,00105 **** (0,00001)	1,41902 **** (0,03405)	2,10331 **** (0,11270)	2628,50 ****
UBS	0,00022 **** (0,00000)	-0,01224 **** (0,00030)	0,00090 **** (0,00001)	1,09090 **** (0,04671)	3,69256 **** (0,20512)	2509,24 ****
UND	-0,00539 **** (0,00001)	-0,09667 **** (0,00085)	0,00074 **** (0,00005)	3,07984 **** (0,07145)	3,25458 **** (0,01178)	91067,59 ****
UNF	-0,00012 **** (0,00006)	0,06897 **** (0,01144)	0,00048 **** (0,00001)	0,19207 **** (0,01380)	0,14573 **** (0,01145)	391,99 ****
UPL	-0,00044 **** (0,00002)	0,04160 **** (0,00376)	0,00039 **** (0,00001)	0,74083 **** (0,04128)	0,27281 **** (0,00814)	1567,13 ****
URA	-0,00014 ** (0,00004)	0,04566 **** (0,00663)	0,00073 **** (0,00001)	0,44600 **** (0,02719)	0,27421 **** (0,01894)	526,12 ****
URB	-0,00032 **** (0,00001)	-0,03873 **** (0,00338)	0,00078 **** (0,00001)	0,73801 **** (0,04932)	0,99939 **** (0,02386)	2109,36 ****
VAL	-0,00090 **** (0,00002)	0,02432 **** (0,00368)	0,00107 **** (0,00000)	1,07213 **** (0,14837)	0,40841 **** (0,00352)	13534,34 ****
VCP	0,00021 **** (0,00001)	-0,02244 **** (0,00344)	0,00070 **** (0,00001)	0,88543 **** (0,02165)	0,78742 **** (0,04254)	2058,13 ****
VDR	-0,00002 **** (0,00000)	-0,00839 **** (0,00083)	0,00046 **** (0,00001)	1,23422 **** (0,11817)	1,52846 **** (0,08202)	559,68 ****
VGO	0,00058 **** (0,00002)	-0,04671 **** (0,00774)	0,00047 **** (0,00000)	0,25326 **** (0,00692)	0,42499 **** (0,03321)	1540,39 ****
VID	-0,00058 **** (0,00000)	-0,00865 **** (0,00160)	0,00309 **** (0,00001)	3,63116 **** (0,59393)	1,45198 **** (0,01510)	9318,33 ****
VIS	-0,00067 **** (0,00005)	0,08323 **** (0,00909)	0,00084 **** (0,00001)	0,43249 **** (0,02906)	0,21070 **** (0,01064)	697,07 ****
VWG	-0,00103 **** (0,00011)	-0,07074 **** (0,03002)	0,00099 **** (0,00001)	0,07379 **** (0,01131)	0,20379 **** (0,00548)	1429,70 ****
ZNC	-0,00099 **** (0,00002)	-0,03836 **** (0,00277)	0,00098 **** (0,00001)	1,39543 **** (0,06634)	0,80147 **** (0,01359)	4110,82 ****
ZOT	-0,00011 **** (0,00001)	0,01460 **** (0,00236)	0,00039 **** (0,00000)	0,74306 **** (0,08045)	0,48210 **** (0,02572)	474,94 ****

* p-valor < 0,05

** p-valor < 0,01

*** p-valor < 0,001

**** p-valor < 0,0001

Notas.

¹ Fiegenbaum y Thomas (1986) contrastaron la relación entre el parámetro beta del CAPM y la rentabilidad medida contablemente, encontrando una relación positiva entre ambas medidas. Miller y Bromiley (1990) usaron una medida de riesgo de mercado que incluía tanto riesgo sistemático como no sistemático, pero no encontraron influencia de este riesgo en la rentabilidad, ni influencia de la rentabilidad en el riesgo. Finalmente, Veliyath y Ferris (1997) encontraron una relación nula entre rentabilidad contable y beta, pero una relación significativamente negativa entre la rentabilidad contable y el riesgo total de la empresa, medido como la varianza total de la rentabilidad del mercado.

² Jegers (1991) con una base de datos belga, y Sinha (1994) con una base de datos de empresas australianas son los trabajos no estadounidenses mencionados en la revisión bibliográfica realizada por Núñez-Nickel y Cano-Rodríguez (2002).

³ El sector al que pertenecen ambas empresas es el sector de autopistas, lo cual puede justificar su extraño comportamiento en nuestro modelo. Así, el sector de las autopistas se caracteriza por su bajo perfil de riesgo, similar al que cabría esperarse de una inversión en renta fija, por cuanto que la vida de las concesiones administrativas es conocida (tiene un horizonte temporal claramente definido), transcurrida la cual, los activos revertirán al Estado.

Referencias

- Abowd, J. M. (1990). "Does performance-based managerial compensation affect corporate performance?". *Industrial and Labor Relations Review*. 43. pp. 52S – 73S.
- Amit, R. y Livnat, J. (1988). "Diversification and the risk-return trade-off". *Academy of Management Journal*. 31. pp. 154 – 166.
- Bettis, R. y Hall, W. (1982). "Diversification strategy, accounting determined risk, and accounting determined return". *Academy of Management Journal*. 25. pp. 254 – 264.
- ____ y Mahajan, V. (1985). "Risk/return performance of diversified firms". *Management Science*. 31. pp. 785 – 799.
- Bloom, M. y Milkovich, G. T. (1998). "Relationships among risk, incentive pay, and organizational performance". *Academy of Management Journal*. 41. pp. 283 – 297.
- Berndt, E.; Hall, B.; Hall, R.; y Hausman, J. (1974). "Estimation and inference in nonlinear structural models". *Annals of Economic and Social Measurement*. 3/4. pp. 653 – 665.
- Bowman, E. (1980). "Risk/return paradox for strategic management". *Sloan Management Review*. 21. pp. 17 – 31.
- ____ (1984). "Content analysis of annual reports for corporate strategy and risk". *Interfaces*. 14. pp. 61 – 72.
- Bromiley, P. (1991a). "Testing a causal model of corporate risk taking and performance". *Academy of Management Journal*. 34. pp. 37 – 59.

- ____ (1991b). "Paradox or at least variance found: a comment on 'mean-variance approaches to risk-return relationships in strategy: paradox lost'". *Management Science*. 37. pp. 1206 – 1210.
- Chang, Y. y Thomas, H. (1989). "The impact of diversification strategy on risk-return performance". *Strategic Management Journal*. 10. pp. 271 – 284.
- Collins, J. y Ruefli, T. (1992). "Strategic risk: an ordinal approach". *Management Science*. 38. pp. 1707 – 1731.
- Cool, K.; Dierickx, I.; y Jemison, D. (1989). "Business strategy, market structure and risk-return relationships: a structural approach". *Strategic Management Journal*. 10. pp. 507 – 522.
- Cyert, R. y March, J. (1963). *A behavioral theory of the firm*. Prentice – Hall. Englewood Cliffs, New Jersey.
- Davis, J. L. (1994). "The cross-section of realized stock returns: the pre-COMPUSTAT evidence". *Journal of Finance*. 46. pp. 1739 – 1789.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1992). "The cross-section of expected stock returns". *Journal of Finance*. 47. pp. 427 – 465.
- ____ (1993). "Common risk factors in the returns on bonds and stocks". *Journal of Financial Economics*. 33. pp. 3 – 56.
- Fiegenbaum, A. (1990). "Prospect Theory and the risk-return association: an empirical examination in 85 industries". *Journal of Economic Behavior and Organization*. 14. pp. 187 – 204.
- Fiegenbaum, A. y Thomas, H. (1986). "Dynamic and risk measurement perspectives on Bowman's risk-return paradox for strategic management: an empirical study". *Strategic Management Journal*. 7. pp. 395 – 407.

- ____ (1988). "Attitudes toward risk and the risk-return paradox: prospect theory explanations". *Academy of Management Journal*. 31. pp. 85 – 106.
- Gooding, R. Z.; Goel, S.; y Wiseman, R. M. (1996). "Fixed versus variable reference points in the risk-return relationship". *Journal of Economic Behavior and Organization*. 29. pp. 331 – 350.
- Greene, W.H. (1993). *Econometric Analysis*. Macmillan. New York.
- Greve, H. R. (1998). "Performance, aspirations and risky organizational change". *Administrative Science Quarterly*. 43. pp. 58 – 86.
- Jegadeesh, H. y Titman, S. (1993). "Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency". *Journal of Finance*. 50. pp. 185 – 224.
- Jegers, M. (1991). "Prospect theory and the risk-return relation. Some Belgian evidence". *Academy of Management Journal*. 34. pp. 215 – 225.
- Kahneman, D. y Tversky, A. (1979). "Prospect theory: an analysis of decision under risk". *Econometrica*. 47. pp. 263 – 291.
- Kim, W. C.; Hwang, P.; y Burgers, W. P. (1993). "Multinationals' diversification and the risk-return trade-off". *Strategic Management Journal*. 14. pp. 275 – 286.
- Lakonishok, J.; Shleifer, A.; y Vishny, R. W. (1994). "Contrarian investment, extrapolation, and risk". *Journal of Finance*. 49. pp. 1541 – 1578.
- Lee, D. Y. (1997). "The impact of poor performance on risk-taking attitudes: a longitudinal study with a PLS causal modeling approach". *Decision Sciences*. 28. pp. 59 – 80.
- Lehner, J. M. (2000). "Shifts of reference points for framing of strategic decisions and changing risk-return associations". *Management Science*. 46. pp. 63 – 76.

- MacCrimmon, K. R. y Wehrung, D. A. (1986). *Taking risks: the management of uncertainty*. Free Press. New York.
- March, J. M. (1988). "Variable risk preferences and adaptive aspirations". *Journal of Economic Behavior and Organization*. 9. pp. 5 – 24.
- Miller, K.D. y Bromiley, P. (1990). "Strategic risk and corporate performance: an analysis of alternative risk measures". *Academy of Management Journal*. 33. pp. 756 – 779.
- Miller, K. D. y Leiblein, M. (1996). "Corporate risk-return relations: returns variability versus downside risk". *Academy of Management Journal*. 39. pp. 91 – 122.
- Naylor, T. H. y Tapon, F. (1982). "The capital asset pricing model: an evaluation of its potential as a strategic planning tool". *Management Science*. October. pp. 1166 – 1184.
- Núñez-Nickel, M. y Cano-Rodríguez, M. (2002). "A review of research on the negative accounting relationship between risk and return: Bowman's Paradox". *Omega. The International Journal of Management Science*. 30. pp. 1 – 18.
- Palmer, T. B. y Wiseman, R. M. (1999). "Decoupling risk taking from income stream uncertainty: a holistic model of risk". *Strategic Management Journal*. 20. pp. 1037 – 1062.
- Roll, R. y Ross, S. (1994). "On the cross-sectional relation between expected returns and betas". *Journal of Finance*. 49. pp. 101 – 121.
- Ruefli, T. (1990). "Mean-variance approaches to risk-return relationships in strategy: paradox lost". *Management Science*. 36. pp. 368 – 380.
- ____ (1991). "Reply to Bromiley's comment and further results: paradox lost becomes dilemma found". *Management Science*. 37. pp. 1210 – 1215.

- Ruefli, T. y Wiggins, R. (1994). "When mean square error becomes variance: a comment on 'business risk and return: a test of simultaneous relationships'". *Management Science*. 40. pp. 750 – 759.
- Ruefli, T.; Collins, J.; y LaCugna, J. (1999). "Risk measurement in strategic management research: Auld lang syne?". *Strategic Management Journal*. 20. pp. 167 – 194.
- Sinha, T. (1994). "Prospect theory and the risk return association: another look". *Journal of Economic Behavior and Organization*. 24. pp. 225 – 231.
- Veliyath, R. y Ferris, S. P. (1997). "Agency influences on risk reduction and operating performance: an empirical investigation among strategic groups". *Journal of Business Research*. 29. pp. 219 – 230.
- Wang, X. (2000). "Size effect, book-to-market effect, and survival". *Journal of Multinational Financial Management*. 10. pp. 257 – 273.

Figura 1. Doble relación rentabilidad-riesgo según las teorías del comportamiento

